



Discussion Paper Series

No. 1209

Sep 2012

Regional population structure and changes in South Korea, 1992–2010

Hyoungjong Kim, Yitaek Park, and Hunchang Lee

The Institute of Economic Research - Korea University

Anam-dong, Sungbuk-ku, Seoul, 136-701, South Korea, Tel: (82-2) 3290-1632, Fax: (82-2) 928-4948

Copyright © 2012 IER.

Regional population structure and changes in South Korea, 1992-2010

Hyounjong Kim	Yitaek Park*	Hunchang Lee
Department of Economics	Department of Economics	Department of Economics
Korea University	Korea University	Korea University

This version: September 2012

Abstract

This paper deals with the changes of aged dependency and aged-child ratios across the administrative districts of South Korea between 1992 and 2010. South Korea faces the most rapidly aging population at present. However, the generational imbalance is highly different between the districts. The main results show the dynamics of distribution and the trends of inequality indices for aged dependency and aged-child ratios in South Korea.

Key Words: Aging, Distribution dynamics, Nonparametric estimation, Shift-share analysis

JEL Classification: C14, J11

* Corresponding author

한국의 지역별 인구구조와 그 변화상: 1992-2010년*

김형중
고려대학교 경제학과

박이택†
고려대학교 경제학과

이헌창
고려대학교 경제학과

This version: September 2012

요약

우리는 한국의 지역별 인구구조에 대하여 1992-2010년에 대한 동태적인 변화상을 제시하고 지역별 차이가 어떻게 커지고 감소하였는지에 대해 설명하려 한다. 우리나라는 경제성장 만 큼 인구의 고령화가 빠르게 진전되어 전체 인구에서 노년인구가 차지하는 비중이 증가하는 추세이다. 이를 지역별로 살펴보면 분석기간 전체적으로는 고령화가 빠르게 진행되는 지역들 사이에서도 고령화의 상대적인 차이가 커지는 것으로 보인다. 하지만 불평등도 지수를 사용한 결과는 최근 들어서 이러한 상대적인 차이의 증가가 완화되는 것으로 나타났다. 타일지수의 변이-할당분석 결과는 최근의 변화가 자연적 변동분의 감소에 기인하고 있음을 시사한다.

핵심어: Aging, Distribution dynamics, Nonparametric estimation, Shift-share analysis

JEL 분류: C14, J11

* 본 연구는 한국보건사회연구원의 『고령화·저출산에 따른 지역별 인구분포와 변화요인 분석과 정책과제』를 수행하는 과정에서 얻은 학술적인 결과들을 정리한 것으로, 보고서에서 다루지 못한 추가적인 정보들을 포함하고 있다.

† 교신저자

1 서론

이 연구의 목적은 인구의 고령화(aging)가 진전됨에 따라서 우리나라의 지역별 인구분포가 어떻게 달라지고 있는지를 살펴보고 그 추세를 설명하는 것이다. 우리나라는 빠른 속도로 고령화되고 있는 동시에 직계가족 체계도 빠르게 해체되어 인구이동이 상대적으로 점점 자유로워지고 있다. 지역별 인구구성은 자연적인 고령화와 사회적인 인구이동에 의해 변화하게 된다.

그러나 이를 전체적으로 조감할 수 있는 수리적인 모형의 제시는 어렵기 때문에, 우리는 모수적인 가정에 의한 추정을 배제하고 비모수 추정방법론을 선택하여 인구구성의 변화상을 살펴보려 하였다. 그리고 비모수 방법론의 한계점인 대역폭 선택과 해석의 문제를 극복하기 위하여, 불평등도 지수를 사용하여 지역별 고령화의 상대적인 차이에 대해 다양한 분석과 설명을 시도한다. 불평등도 지수 역시 지수의 정의에 의한 상대적인 차이의 추이를 살펴보는 것이기 때문에 인구구성의 변화에 대한 모수적인 가정들을 필요로 하지 않는다. 또한 불평등도 지수의 분해를 통해서 사회적인 요인과 자연적인요인 가운데 인구구성의 변화에 더 크게 영향을 준 요인을 찾고자 하였다. 우리나라는 빠르게 진행되고 있는 고령화 문제의 심각성에 비해서 이를 다루고 있는 사회과학적인 연구의 수는 아직 많지 않다. 본 연구는 장기간에 걸친 지역별 고령화의 전체적인 변화상과 그 원인에 대해 설명하고자 시도하였다는 점에서 의의가 있다.

본 논문의 구성을 간략히 소개하면, 제2절에서는 시군구에 대한 노년부양비와 고령화지수의 분포가 동태적으로 어떻게 변화하는지 살펴보고, 제3절에서는 불평등도를 사용하여 지역별 인구구성의 상대적인 차이에 대한 추이를 시도별 수준, 시군구별 수준, 읍면동별 수준에 있어서 고찰하고, 관찰되는 추이의 원인을 시군구별 불평등도를 분해하여 설명하고자 시도한다. 결론에서는 본문에서 밝혀진 사실을 정리하고 정책적 함의를 제시한다.

2 인구구성의 변화

연령별 인구분포의 변화를 살펴보는 가장 손쉬운 방법으로는 인구피라미드를 생각할 수 있다. 인구피라미드는 인구분포를 직접 보여준다는 점에서 이해하기 쉬우며 직관적이다. 그러나 이러한 변화를 파악하기 위해서 지역별로 인구피라미드를 모두 그려 비교하는 방식은 번거롭고 많은 그림을 필요로 하기에 지역적인 인구구조의 차이가 변화하는 방향을 가늠하기 어렵다. 따라서 고령화에 따른 지역별 인구구성의 차이가 어떻게 변화하는지 살펴보기 위해서 이와 같은 방법을 사용하는 것은 적절하지 못하다고 것으로 생각된다.

이를 대신하여 인구의 고령화를 나타내는 지표의 지역별 값으로부터 추정된 실증적인 분포(empirical distribution)가 어떤 방향으로 진화하여 나가는지 살펴보는 것이 적절한 대안이 될 수 있다. 한 지역의 인구구조는 자연적인 순증가와 인구이동에 따르는 사회적인 순증가에 의하여 결정된다. 우리는 미래의 자연적인 순증가에 대하여 정확하게 예측할 수 없고, 이는 인구이동에 대해서도 마찬가지다. 그리고 예측하는 기간이 길어질수록 인구구조의 예측은 실제 실현된 인구구조와는 거리가 멀어진다. 인구구조의 예측을 위해서는 인구의 순증가를 결정하는 출생률과 사망률에 대한 가정, 인구이동이 결정적

(deterministic)으로 일어난다는 가정이 필요하고, 이러한 가정들은 그 자체로 매우 강한 가정이다. 그러나 우리는 특정 모수의 값이나 평균적인 변화상에 관심이 있는 것이 아니라, 인구구조의 전체적인 분포의 변화에 관심이 있기 때문에 과거의 데이터를 사용하여 실증적인 분포를 살펴보는 것이 의미가 있다.¹ 우리는 인구구조를 대리하는 변수로 ‘노년부양비(老年扶養比; aged dependency ratio)’와 ‘고령화지수(高齡化指數; aged-child ratio)’의 두 지표를 사용한다. 두 지표의 정의는 다음과 같다. 노년부양비는 생산가능인구 대비 65세 이상인구(=노년인구)의 백분율로 정의된다. 고령화지수는 14세 이하인구(=유소년인구) 대비 65세 이상인구의 백분율로 정의된다.

그리고 각 지역의 연령분포가 수렴할 것인가 발산할 것인가에 대한 학계의 명확한 의견 수렴 역시 없는 것으로 보인다. 경제학에서 인구구성이 발산할 것으로 보는 이론적 근거가 되는 대표적인 고전으로는 Tiebout(1956)를 들 수 있다. Tiebout의 원 모형은 생애주기에 따라서 선호하는 지방공공재가 다르다는 가정을 하지 않고 있다. 그러나 생애주기에 따라 선호하는 지방공공재가 다르다고 한다면, 중앙정부는 단일한 순수공공재를 공급하고 지방정부는 차별화된 지방공공재를 공급하며 지방공공재를 제공하는 지방정부의 경쟁체제가 형성된다면 경제주체는 연령별 선호에 따라 지방정부를 선택하여 연령별 인구이동이 일어날 것이다. 물론 현실적으로는 반드시 지방정부의 경쟁에 따라서 연령별 인구이동이 일어나는 것은 아니다. 젊은 사람들은 생계비의 지역적 차이뿐만 아니라 실질임금의 지역적 차이를 고려하여 주거를 선택하지만, 은퇴한 사람들은 생계비의 지역적 차이만을 고려하여 연령별 인구이동이 다르게 나타날 수도 있다. 또한 지방정부가 동일한 지방공공재를 공급하지만 다른 가격을 받는 경우, 즉 다른 조세율을 부과하는 경우에도 인구이동은 일어날 수 있으며, Tiebout의 모형과 조세경쟁(tax-competition)이 동시에 적용되는 경우를 상정할 수도 있다(Bruecker, 2000).² 그러나 Phode and Strumpf (2003)과 같이 각 지역의 분리를 완화하려는 노력, 즉 공동체의 이질성을 완화하려는 노력이 연령별 인구이동의 효과를 압도할 수 있음을 보여주는 연구도 있어 지방공공재의 차이가 연령별 인구이동의 중요한 원인이라고 얘기할 수 없는 상황이다. 또한 노년인구가 많은 지역은, ‘지방정부가 자신이 속한 연령계층에 적합한 지방공공재가 아니라 젊은 인구를 유인하기 위한 지방공공재를 제공하는 것’을 노년인구가 적극적으로 지지할 가능성 역시 무시할 수 없다. 따라서 연령별 인구이동에 대해 학계의 주장이 대립되는 상황에서는 이론적인 선입견을 배제하고 연령별 인구구성을 실증적으로 확인하는 것이 중요할 수 있다.

그리고 우리나라의 노년부양비와 고령화지수에 대한 분석은 다음과 같은 특성도 고려해야 한다. 사회의 모든 구성원이 매해 소득이 증가하는 지는 명확하지 않지만 사회의 모든 구성원이 매해 연령이 증가한다는 것은 틀림없는 사실이고, 따라서 전체인구에서 노년인구가 차지하는 비율은 주어진 노년인구에 대해서 새롭게 그 사회로 유입되는 인구, 즉 출생이나 이주 등에 달려있다. 다음으로 노년인구의 수는 소득수준과 달리 사회적인

¹ 경제학에서 비모수추정에 의한 분포를 살펴보는 연구는 Quah(1993a, 1993b)에서 유래된 것으로 보인다. 이는 원래 한 집단의 소득분포를 살펴보기 위한 방법론으로 출발하였으며, Quah(1997), Johnson(2000) 등은 이러한 방법론을 더욱 발전시켜 조건부 확률밀도를 가시적으로 제시하기도 하였다. β -수렴(β -convergence)이나 σ -수렴(σ -convergence)이 추정된 β , σ 의 값이나 가설검정에 관심이 있다면, 비모수추정에 의해 분포가 동태적으로 움직이는 것을 살펴보는 것은 극단적인 값도 포함하는 집단 전체의 움직임에 더 큰 관심을 두고 있다고 이해할 수 있다. 현재는 비모수 추정에 의해 소득분포를 살펴보는 연구도 다수가 존재한다.

² Tiebout 모형에 대한 실증연구의 서베이로 Dowding *et al.* (1994)가 있다.

충격이 와도 감소하기 어렵다. 노령인구의 수가 줄어드는 것은 오직 노령인구의 사망에 의해서만 가능하다. 출산행위는 특정 연령대에서 집중적으로 일어나기 때문에 지역에 따라서는 고령화가 고령화를 가속화시키는 현상도 충분히 생각할 수 있는 것이다. 우리가 인구구조를 분석하는 어떤 지역이 보다 좁고 한정된 지역이 된다면, 미세한 자연적 인구 증가나 인구이동에 의한 차이가 완전히 다른 인구구조를 만들 수도 있다. 우리나라는 미국처럼 외부사회에서 다수의 인구가 유입되는 구조가 아니기 때문에, 만약 고령화가 지역별로 다르게 나타난다면 노년부양비와 고령화지수의 분포는 평균은 증가하면서 꼬리가 길어지는 형태로 진화할 개연성이 높다.

또한 과거의 인구이동은 이촌향도(離村向都)라 하여 젊은 인구가 농업지대에서 공업지대로, 시부에서 군부로 이동하고 상대적으로 연령이 높은 인구는 군부에 잔류하는 형태였으나, 최근에는 시부의 노령인구가 다시 군부로 이동하기도 하고 혼인을 목적으로 해외에서 유입되는 인구도 조금씩 증가하는 추세에 있다. 또한 직계가족 체계가 해체되어 기본적 가족관계가 부자관계에서 부부관계로 변화하였고 독신가구 및 미혼가구도 증가하고 있어(박이택, 2012), 과거와 같이 출신지역과 동일한 거주지역을 선택하는 경우가 줄어들고 있다. 이러한 추세 하에서는, 노년부양비와 고령화지수의 분포가 복잡한 분포, 즉 여러 분포의 혼합분포(mixture distribution) 형태로 진화할 수 있다. 이처럼 우리나라의 현실을 생각할 때도 인구구성의 확률과정은 특정 모수적 가정을 도입하기 어려운 상황임을 알 수 있다.³

따라서 본 절은 노년부양비와 고령화지수의 분포가 동태적으로 어떤 형태를 가지는지 알아보기 위하여 비모수 방법론을 적용할 것이다. 이를 위해 분석대상이 되는 행정단위는 1992년부터 2010년의 기간동안 노년부양비와 고령화지수의 결측값(missing value)이 없는 195개 시군구로 한정한다. 결측값이 없는 데이터를 사용하는 것은 단순히 기술적인 문제가 아니라 다음과 같은 이유가 있다. 분포의 동학을 살펴본다는 의미는, 동일한 구성원으로 이루어진 집합에서 분포가 시간에 따라서 달라지는 모습을 관측한다는 것이다. 우리가 관측하는 행정단위는 매 기마다 동일하고 행정단위 집합에 추가적인 유입이나 이탈은 없다고 보기 때문에 그에 상응하는 형태로 데이터를 가공할 필요성이 있다. 또한 추정에서 인구나 면적 등의 가중치를 사용하지 않는다. 이것은 행정구역을 인구와 면적에 상관없이 동등하게 취급함을 의미한다. 이해를 돕기 위해 다음의 예제를 제시한다.

t 기에 행정단위에 대한 지표의 집합 $\{x_{서울,t}, x_{부산,t}, x_{광주,t}\}$ 이 있다고 하자. 여기서 $t=1,2$ 이고 두 집합의 값은 동일하다고 하자. 만약 1기의 광주의 값이 결측치라면 두 기의 실제 분포는 같지만 추정된 분포가 달라지게 된다. 다른 예를 생각해보자. 만약 1기와 2기의 값은 동일하고 결측치가 없는 상태에서 2기에 $x_{워싱턴,2}$ 이 추가되었다고 생각하자. 그러면 서울, 부산, 광주만을 포함하는 분포는 1,2기 사이에 변화가 없지만 워싱턴을 포함하여 추정된 분포는 달라지게 된다.

예제와 같이 결측치나 지역의 이탈 또는 유입은 우리가 알고자 하는 분포와 추정된 분포가 달라지게 하거나, 비교가능성을 저해하기 때문에 우리는 결측치가 없는 동일한 집합

³ 과거에는 인구구조가 시부와 군부의 두 분포가 혼합된 형태였다면, 최근의 분포는 더 많은 수의 분포가 혼합된 형태로 나타날 수 있음을 의미한다. 이는 본 연구에서 제시하는 실증분석 결과에도 합치한다.

으로 분석대상을 한정하는 것이다.

그림 1와 2를 그리기 위해 사용한 확률밀도 추정량은 다음과 같다.

$$\hat{f}_{n,t}(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n w_{it} (2\pi)^{-1/2} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{x_{it} - x}{h} \right)^2 \right],$$

여기서 가중치 w_{it} 는 모든 시점 t 와 모든 지역 i 에 대해서 항상 1이고, x_{it} 는 시점 t 에서 지역 i 의 노년부양비 또는 고령화지수이다. 대역폭(bandwidth) h 는 그림에 따라 다르다. 비모수 추정에서는 대역폭의 선택에 따라서 가시적인 결과의 형태가 바뀔 수 있기 때문에 이에 대해서 아래에 추가적으로 설명한다. 단일 횡단면에 대해서는 이론적으로 최적의 대역폭을 선택할 수 있지만, 우리가 원하는 것은 전체 기간에 걸친 분포의 변화상을 살펴보는 것이다. 서로 다른 대역폭은 추정된 함수의 매끄러움(smoothness)이 달라지도록 한다. 만약 서로 다른 두 시점 t 와 s 의 대역폭이 서로 다르다면 이는 동태적인 비교가능성을 저해할 수 있다. 다시 말하자면 다른 대역폭을 사용하여 추정한 함수를 목적측법에 의해서 직접적으로 비교·해석하는 것은 문제의 소지가 있다. 그래서 우리의 연구에서는 추정된 분포를 동태적으로 비교할 수 있도록, 각 횡단면에 들어있는 관측치의 개체수와 개체가 매기 동일하도록 제한한 것처럼, 대역폭 역시 비교를 위해서 매기 동일한 임의의 수치를 선택하였다.⁴

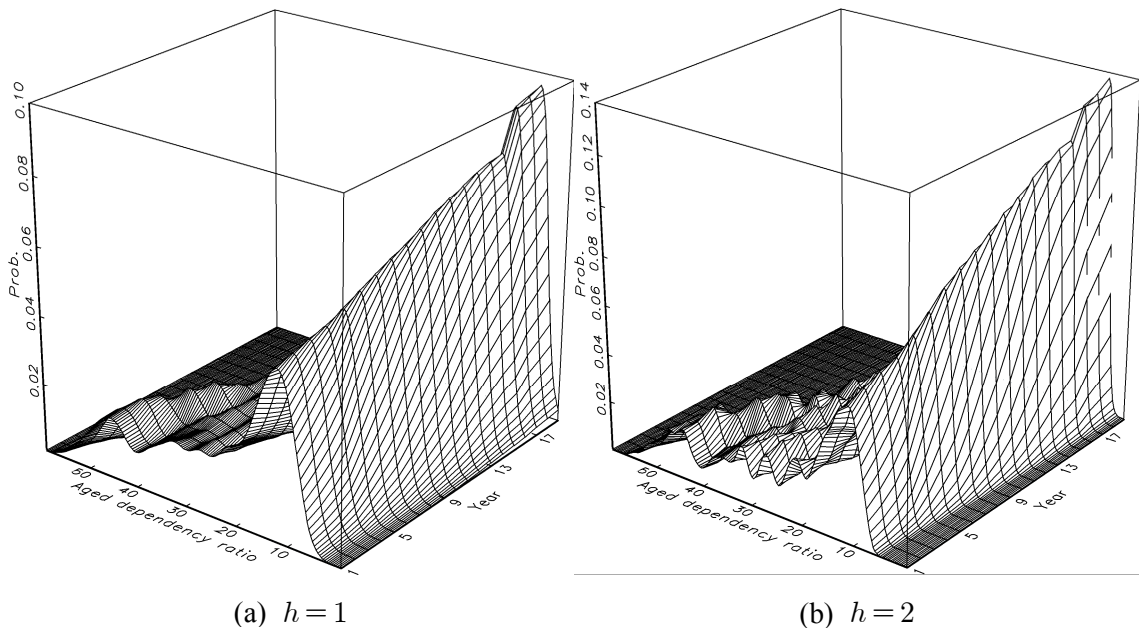


그림 1 노년부양비(aged dependency ratio)의 동학

그림 1은 노년부양비에 대해서 추정된 밀도함수가 시간에 따라 어떻게 진화하는지 보여준다. 그림의 연도축에서 1로 표기된 값이 2010년을 의미하고, 이 수치가 클수록 과거의 연도값을 나타낸다. 그림을 살펴보면 대역폭 선택에 관계없이, 최빈값(mode)에 상응하는 확률은 점점 감소하고 있으며 추정된 분포의 꼬리가 점점 길어지고 있다. 만약 고령화가

⁴ 우리가 매기마다 동일한 수의 행정구역 관측치를 가지고 있어도, 그 수치가 동일하지 않다면 이론적으로 최적인 대역폭이 동일하리라는 보장은 없다. 그러나 대역폭이 동일하지 않다면 제시된 그림과 같이 동태적으로 분포가 변화하는 모습을 보여주기 어렵다.

모든 지역에서 동일한 수준으로 진전되고 있다면, 추정된 분포에서 최빈값에 상응하는 확률이 감소하는 것이 아니라 평균이 커지는 형태로 진화할 것이다.

즉, 상술한 전제조건 하에서도 최빈값은 점차 커질 수 있지만 최빈값에 상응하는 확률은 동일한 수준으로 유지될 수 있다. 그러나 여기서 제시하는 결과는 과거에 동일한 수준의 고령화를 경험하였던 지역에서도 고령화의 수준이 분화되고 있음을 시사하고 있다.

그림 2는 고령화지수에 대해 추정된 밀도함수를 보여주고 있다. 결과는 노년부양비에 비해 다소 복잡한 형태를 보여주지만, 최빈값에 상응하는 확률이 지속적으로 낮아지면서 꼬리가 길어진다는 점은 유사하다. 그림 1, 2에서 보여주는 결과로 추측하면, 지역별로 고령화가 매우 상이한 경로를 통해 진화하고 있을 개연성이 있다. 이것은 다음에서 제시하는 산포도와 부록의 조건부 커널밀도함수(conditional kernel density)를 통해서 확인할 수 있다.

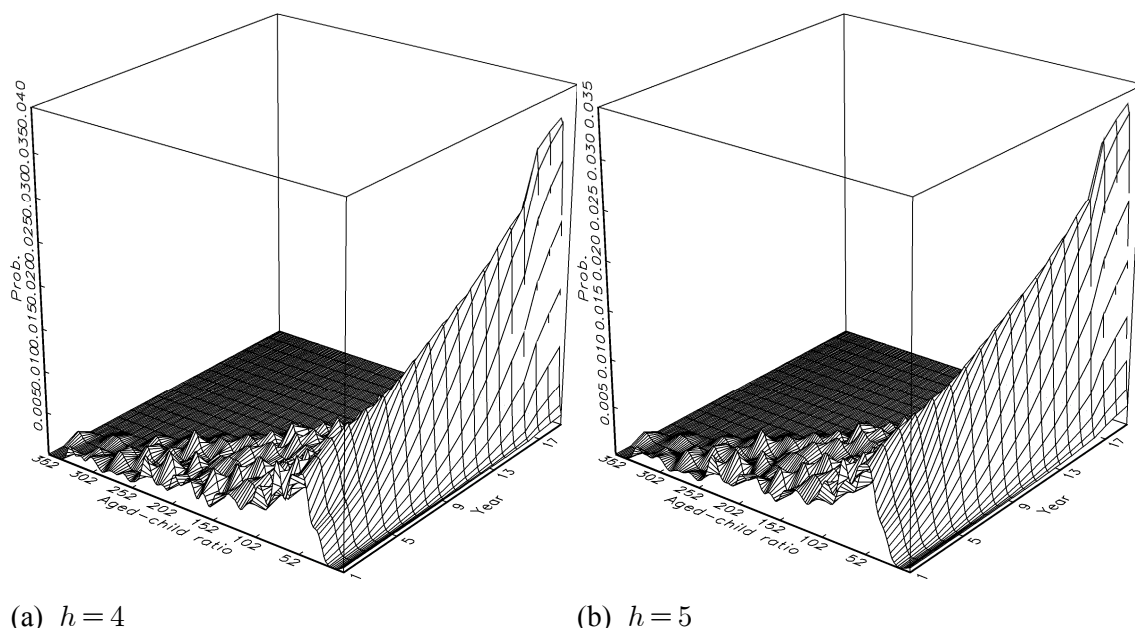


그림 2 고령화지수(aged-child ratio)의 동학

1992년과 2010년의 데이터를 산포도로 나타내면 그림 3과 같다. 그림에서 원형은 노년부양비, 사각형은 고령화지수이다. 산포도에서 데이터는 45도선에서 크게 빗나가 있다. 1992년 상의 값을 기준으로 살펴보면, 그에 상응하는 2010년의 값은 그 범위가 상대적으로 크다는 것을 알 수 있다. 이것은 지역별 고령화가 다양한 경로를 통해 매우 상이하게 진화하고 있음을 암시한다.

부록에서는 주어진 1992년의 데이터에 대한 2010년의 조건부 확률밀도와 등고선을 제시하고 있다. 부록의 그림 6, 7과 8, 9는 각각 노년부양비와 고령화지수의 조건부 확률밀도 및 등고선을 나타낸 것으로 산포도와 유사한 정보를 담고 있다. 조건부 확률밀도 $\hat{f}_n(x^{10}|x^{92})$ 의 추정량은 다음과 같다.

$$\hat{f}(x^{10}|x^{92}) := \frac{\hat{g}(x^{10}|x^{92})}{\hat{h}(x^{92})},$$

여기서

$$\hat{g}(x^{10}|x^{92}) = \frac{1}{nh^2} \sum_{i=1}^n (2\pi)^{-1} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{x_{i,2010} - x^{10}}{h} \right)^2 \right] \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{x_{i,1992} - x^{92}}{h} \right)^2 \right],$$

$$\hat{h}(x^{92}) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n (2\pi)^{-1/2} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{x_{i,1992} - x^{92}}{h} \right)^2 \right]$$

이다.

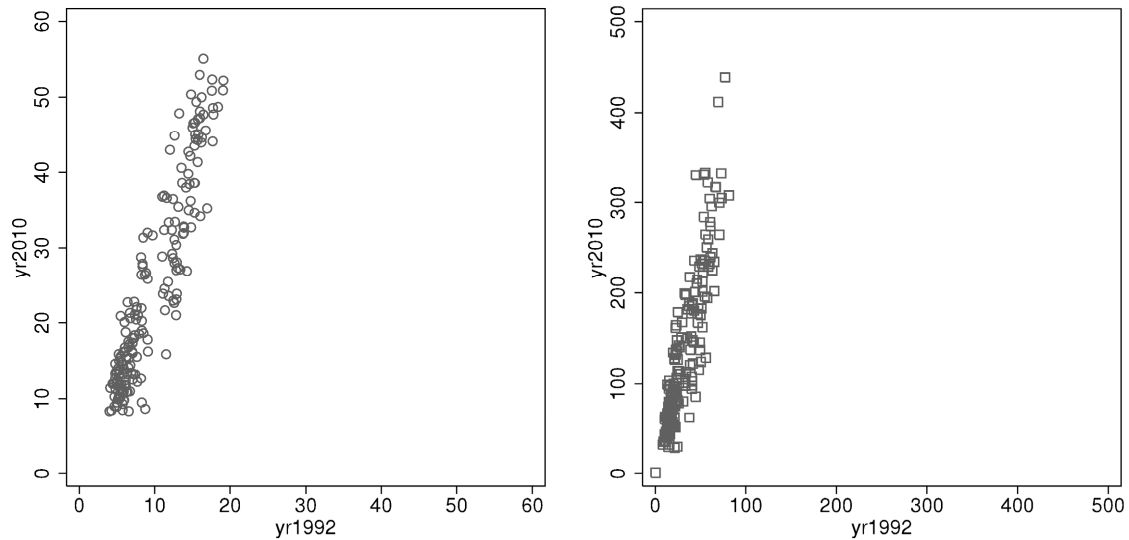


그림 3 노년부양비, 고령화지수의 1992년 대비 2010년 산포도

대역폭은 위에서와 마찬가지로 그림에 따라 주어진다. 이 추정량은 가우스 커널함수 (Gaussian kernel function)를 사용한 것 외에는 Hyndman *et al.*(1996), Laurini and Pereira(2009)에서 제시하는 조건부 확률밀도 추정량과 동일한 것이다. 추정된 조건부 확률밀도는 산포도와 마찬가지로 데카르트 좌표계(Cartesian coordinate)의 45도선 상에 위치하지 않으며, 추가적으로 등고선을 통해 1992년의 특정 값이 2010년에 다양한 경로를 통해 서로 다른 상태로 이전됨을 짐작할 수 있다. 예를 들어, 부록의 그림 6의 결과는 1992년에 대략 10에서 15의 노년부양비를 가졌던 지역이 2010년에는 서너개의 분화된 그룹으로 진화하였다고 볼 수도 있다. 동일한 수준의 노년부양비를 가지는 지역이 경로에 따라 상이한 미래로 나아간다고 해석할 수 있는 여지가 있는 것이다. 그러나 상술한 바와 같이 비모수 추정에서는 대역폭의 선택에 따라 그림의 형태가 좌우되고, 이는 본 연구에서 제시한 그림들에서도 잘 나타나고 있다. 따라서 우리는 가시적인 분포의 관측을 직접적으로 해석하는 문제점을 회피하고 지역별로 고령화의 상대적인 차이가 어떻게 나아가는지 고찰하기 위하여 다음절에서 추가적인 분석결과를 제시한다.

3 노년부양비 및 고령화지수의 불평등도 변동추이 및 분해

이전의 절에서 직접적인 분포의 형태가 변화하는 것을 살펴보았다면 본 절에서는 상대적인 차이가 변화하는 것, 즉 노년부양비와 고령화지수로 대표되는 연령별 인구구성의 상대적인 차이가 시계열적으로 어떻게 변화하는지에 대해 살펴본다. 이를 위해서 노년부양비 및 고령화지수의 불평등도가 어떻게 움직이는지 살펴보고, 그 추이를 설명하기 위해 불평등도의 분해를 시도한다.

3.1 노년부양비 및 고령화지수의 불평등도 변동추이

아직 우리나라에서는 지역별 인구구성의 차이를 불평등도 지수로 비교하는 연구는 거의 찾아볼 수 없다. 불평등도를 나타내는 지수들은 경제학에서도 널리 통용되고 있을 뿐만 아니라 명확한 정의에 의해서 그 값이 계산되며 해석이 용이하다는 장점이 있다. 여기서는 불평등도를 나타낼 수 있는 지수들로 변이계수, 지니계수(Gini coefficient), 타일-L지수(Theil-L)를 사용할 것이다. 변이계수와 이들 지수들은 상대적인 차이를 어떻게 정의하는가에 따라서 구분되지만, 상대적인 차이가 커지는지 또는 작아지는 지를 보여준다는 점에서는 동일하다. 인구문제에 불평등도를 적용하는 방법론은 Rhode and Strumpf (2003)에서 사용한 전례가 있으며 사용방법 역시 본 연구와 유사하다. 다만 Rhode and Strumpf (2003)는 Tiebout (1956)의 가설검정이 연구의 중심이었다면, 우리는 Tiebout의 가설성립과는 별도로 인구구성의 수렴과 발산을 실증적으로 알아보기 위한 것이라는 차이점이 있다.

우리나라의 지방의회는 1991년에 부활되었고, 지방자치단체장은 1995년에 민선제로 변경되었다. 그러나 동기간은 산아제한정책에 의해서 출산율이 현저하게 떨어진 구간이기도 하며, 또한 급격한 공업화의 진행에 따라 많은 인구가 도시로 이동하는 이촌향도 현상도 존재하였다. 우리나라의 지역별 고령화는 지방자치제와 다양한 정책 및 사회현상이 맞물려있어 지역별 인구구성의 차이가 Tiebout 가설에 의한 것인지를 얘기하는 것은 어려운 것으로 생각된다.

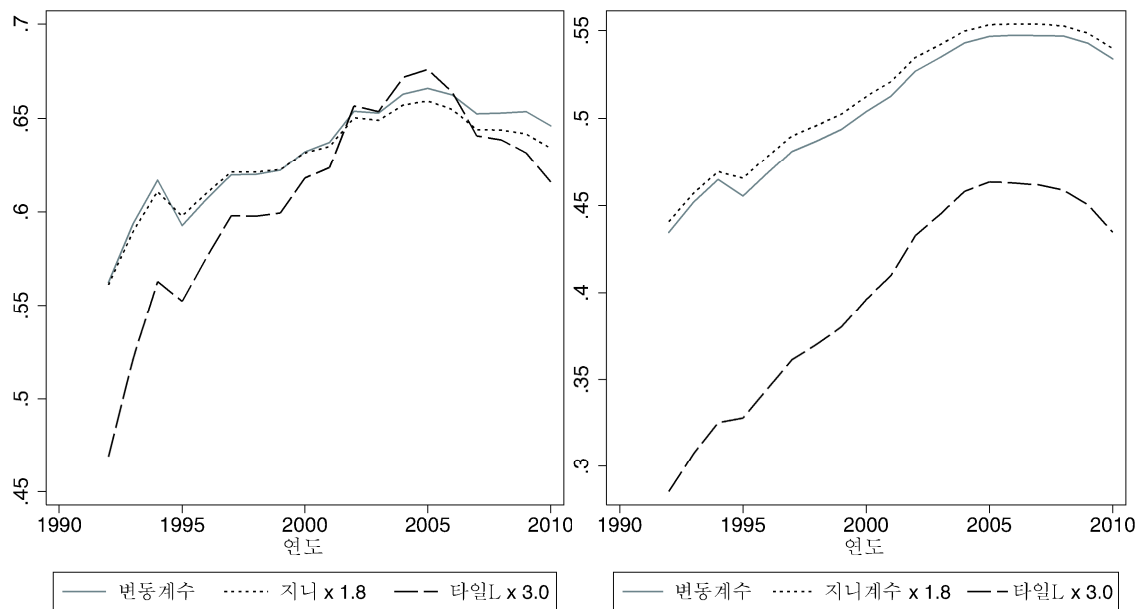
변이계수, 지니계수, 타일-L지수의 정의는 각각 다음과 같다.

$$COV_t = \frac{\left[n^{-1} \sum_{i=1}^n (x_{it} - n^{-1} \sum_{i=1}^n x_{it})^2 \right]^{1/2}}{n^{-1} \sum_{i=1}^n x_{it}},$$

$$G_t = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |x_{it} - x_{jt}|}{2n \sum_{i=1}^n x_{it}},$$

$$TL_t = \ln(n^{-1} \sum_{i=1}^n x_{it}) - n^{-1} \sum_{i=1}^n \ln(x_{it}),$$

여기서 x_{it} 는 노년부양비 또는 고령화지수이며, 우리가 사용하는 타일-L지수는 일반화된 엔트로피 지수(generalized entropy index)인 GE(0)으로도 불린다. 이하에서는 단순히 타일 지수로 지칭한다.



(a) 노년부양비

(b) 고령화지수

그림 5 시군구의 변이계수, 지니계수, 타일지수 추이

표 1 노년부양비의 지역간 불평등도의 추이

연도	시도			시군구			읍면동		
	COV_t	G_t	TL_t	COV_t	G_t	TL_t	COV_t	G_t	TL_t
1992	0.3038	0.1774	0.0440	0.4345	0.2448	0.0951			
1993	0.3128	0.1822	0.0463	0.4518	0.2539	0.1025			
1994	0.3186	0.1854	0.0478	0.4648	0.2608	0.1084			
1995	0.3177	0.1838	0.0469	0.4553	0.2587	0.1093			
1996	0.3190	0.1840	0.0471	0.4686	0.2657	0.1149			
1997	0.3197	0.1841	0.0480	0.4812	0.2723	0.1205			
1998	0.3208	0.1844	0.0483	0.4871	0.2756	0.1234	0.6188	0.3407	0.1940
1999	0.3207	0.1843	0.0481	0.4938	0.2792	0.1267	0.6277	0.3451	0.1991
2000	0.3241	0.1862	0.0490	0.5040	0.2847	0.1320	0.6423	0.3522	0.2081
2001	0.3270	0.1881	0.0498	0.5126	0.2894	0.1366	0.6542	0.3580	0.2153
2002	0.3317	0.1911	0.0511	0.5269	0.2970	0.1442	0.6713	0.3663	0.2264
2003	0.3325	0.1915	0.0512	0.5348	0.3011	0.1483	0.6815	0.3706	0.2317
2004	0.3301	0.1899	0.0503	0.5430	0.3054	0.1527	0.6945	0.3765	0.2393
2005	0.3271	0.1881	0.0493	0.5467	0.3074	0.1545	0.6980	0.3780	0.2413
2006	0.3223	0.1853	0.0476	0.5473	0.3076	0.1543	0.7011	0.3795	0.2433
2007	0.3185	0.1830	0.0462	0.5472	0.3076	0.1539	0.7062	0.3816	0.2459
2008	0.3108	0.1791	0.0440	0.5469	0.3070	0.1529	0.7047	0.3807	0.2445
2009	0.3018	0.1744	0.0415	0.5428	0.3047	0.1501	0.7002	0.3786	0.2417
2010	0.2923	0.1689	0.0389	0.5338	0.2999	0.1449	0.6907	0.3741	0.2356

이전의 절에서는 시군구 데이터를 사용하여 비모수 추정을 하였지만, 여기서는 시도, 시군구, 읍면동 자료를 모두 사용하여 불평등지수를 계산할 것이다.⁵ 그림 5는 시군구 자료에 대한 변이계수, 지니계수, 타일지수의 추이를 도식적으로 보여준다. 비교를 위해 지니계수와 타일-L지수에는 각각 1.8과 3.0을 곱하여 확대하였다. 우선 각 지표들은 형태상

⁵ 시도 데이터는 추정을 하기에는 수가 작고, 읍면동의 경우는 분포의 꼬리가 매우 길기 때문에 비모수 추정을 통해 도식적으로 보여주기에는 어려움이 있다.

유사한 추이를 보여주고 있음을 알 수 있다. 상대적인 차이가 증가하는 구간과 감소하는 구간도 거의 일치하고 있다. 추이를 계속 살펴보면 노년부양비와 고령화지수의 행정구역 간 상대적인 차이는 지속적으로 증대하다가 대략 2005년 정도를 기점으로하여 둔화 또는 감소하는 형태를 보여준다. 그러나 상대적인 차이는 1992년에 비해서는 여전히 크다.

표 2 고령화지수의 지역간 불평등도의 추이

연도	시도			시군구			읍면동		
	COV_t	G_t	TL_t	COV_t	G_t	TL_t	COV_t	G_t	TL_t
1992	0.3513	0.2017	0.0579	0.5625	0.3117	0.1564			
1993	0.3656	0.2094	0.0624	0.5937	0.3274	0.1737			
1994	0.3729	0.2138	0.0645	0.6170	0.3394	0.1876			
1995	0.3721	0.2131	0.0634	0.5926	0.3321	0.1841			
1996	0.3674	0.2112	0.0617	0.6068	0.3389	0.1919			
1997	0.3600	0.2093	0.0606	0.6198	0.3452	0.1993			
1998	0.3558	0.2076	0.0594	0.6200	0.3452	0.1992	0.8823	0.4589	0.3778
1999	0.3490	0.2041	0.0572	0.6222	0.3459	0.1998	0.8902	0.4609	0.3811
2000	0.3477	0.2034	0.0567	0.6323	0.3510	0.2060	0.9053	0.4681	0.3954
2001	0.3455	0.2022	0.0559	0.6373	0.3528	0.2079	0.9225	0.4733	0.4045
2002	0.3477	0.2033	0.0566	0.6539	0.3613	0.2189	0.9463	0.4840	0.4280
2003	0.3427	0.2001	0.0548	0.6528	0.3606	0.2179	0.9508	0.4837	0.4245
2004	0.3399	0.1990	0.0540	0.6629	0.3651	0.2239	0.9614	0.4893	0.4373
2005	0.3338	0.1954	0.0522	0.6660	0.3663	0.2253	0.9651	0.4892	0.4379
2006	0.3256	0.1906	0.0496	0.6625	0.3638	0.2213	0.9497	0.4860	0.4332
2007	0.3177	0.1858	0.0472	0.6525	0.3578	0.2136	0.9494	0.4824	0.4258
2008	0.3095	0.1812	0.0450	0.6529	0.3577	0.2129	0.9431	0.4789	0.4205
2009	0.3013	0.1765	0.0428	0.6537	0.3566	0.2106	0.9327	0.4771	0.4189
2010	0.2924	0.1717	0.0404	0.6461	0.3523	0.2053	0.9122	0.4728	0.4115

우선 노년부양비를 자세히 살펴보도록 하자. 표 1에서 시도별 자료의 노년부양비는 변이계수(COV_t)의 경우 1992년 0.3038에서 시작하여 2003년에 최대값인 0.3325로 증가하였다가 이후로는 감소하는 추세를 보여서 2010년에는 0.2923의 값을 가진다. 시도별 자료를 사용한 지니계수(G_t)와 타일지수(TL_t)도 거의 유사한 추세를 보여주고 있다. 지니계수의 경우 1992년 0.1774에서 2003년에 최대값인 0.1915로 증가하고 이후 감소하여 2010년에는 0.1689가 되었으며, 타일지수의 경우 1992년 0.0440에서 2003년 최대값인 0.0512가 되었다가 이후 감소하여 2010년에는 0.0389가 되었다. 2003년 이후의 감소폭은 상당히 커서 시도데이터의 불평등도 지수는 2010년이 1992년보다 낮은 상태에 있다. 이것은 노년부양비로 본 지역간 연령구성이 2003년을 획기(劃期)로 발산에서 수렴으로 전환되었음을 보여준다. 동일한 패턴이 시군구나 읍면동 수준의 데이터에서도 관찰되는가? 불평등도 지수들은 시군구나 읍면동도 발산에서 수렴으로 전환되기는 하였지만, 그 전환의 시기는 시도 수준에서보다는 더 늦었다. 시군구별 노년부양비의 변이계수를 보면, 1992년 0.4345에서 2006년 0.5473으로 증가하고 이후 감소하여 2010년 0.5338이 되었다. 지니계수는 변이계수와 마찬가지로 2006년에 최정점을 보이지만 타일지수는 1년 빠른 2005년에 최정점을 보이고 있다. 세 불평등도 지수의 2010년 수준은 모두 2002년의 수준을 상회하고 있다. 따라서 시도별 불평등도와는 달리 2000년대 후반 불평등도 완화의 속도는 더 느리다고 생각할 수 있다. 읍면동별 노년부양비도 발산에서 수렴으로 전환되기는 하지만, 전환의 시기는 시군구 수준에서보다 더 늦다. 읍면동별 노년부양비에 대한 세 불평등도 지수

는 모두 2007년에 정점을 맞이하고 있으며, 시군구와 마찬가지로 2007년 이후 감소의 속도도 빠르지는 않다. 다시 말하자면 광역자치단체의 연령별 인구구조의 차이는 빠른 속도로 사라지고 있지만, 하위자치단체의 경우 연령별 인구구조의 차이가 상대적으로 여전히 큰 수준에 머물러 있는 것으로 생각할 수 있다.

고령화지수는 노년부양비와는 달리 분모에 생산가능인구가 아니라 유소년인구가 들어간다. 때문에, 고령화지수는 노년부양비와 달리 생산가능인구의 지역간 이동이 아니라 가임여성의 출산행위의 지역적 차이가 중요하게 반영되고 노년부양비와는 상당한 차이를 보일 것으로 생각할 수 있다. 표 2에서 시도별 고령화지수의 변이계수를 보면, 1992년 0.3513이었는데, 1994년 0.3729까지 증가하였다가 이후 감소하여 2010년에는 0.2924가 되었다. 지니계수와 타일지수도 동일한 추세를 보여주는데, 1994년 정점이고 이후 감소의 추세를 보여준다. 노년부양비의 불평등도와 같이 추세전환이 일어나고 있으며, 2010년의 불평등도는 1992년의 불평등도보다 훨씬 낮은 위치에 있다. 그러나, 노년부양비의 불평등도가 2003년에 추세 전환한 것에 비하면 훨씬 빨리 추세전환이 이루어지고 있다. 시군구별 고령화지수의 불평등도도 2005년에 추세전환이 일어나고 있는 것으로 보이며, 읍면동별 고령화지수의 불평등도도 변이계수와 타일지수의 경우 2005년에, 지니계수의 경우 2004년에 추세전환이 일어나고 있다. 노년부양비와 마찬가지로 시도별 고령화지수의 불평등도보다는 더 늦게 추세전환이 일어나고 있다. 시군구별 고령화지수나 읍면동별 고령화지수는 추세전환이 이루어진 시기가 늦을 뿐만 아니라, 그 감소의 속도도 빠르지 않아, 2010년의 불평등도 수준은 1990년대 중반의 수준보다 여전히 더 높은 수준이다. 노년부양비와 고령화지수의 전환시기에서 차이가 나는 것은 고령화지수의 분모인 유소년인구가 출산율의 저하로 인하여 매우 낮은 수준에 머무르고 있는 점도 한 가지 이유일 것을 추측된다.

몇 가지 점에서 고령화지수의 불평등도의 추세는 노년부양비의 불평등도의 추세와 차이를 보이기는 하지만, 모두 추세 전환을 보여주고 있다는 점, 시군구별 불평등도나 읍면동별 불평등도의 추세전환의 시기가 시도별 불평등도의 추세전환의 시기보다 더 느리다는 점, 2010년 시도별 불평등도는 1990년대 중반보다 훨씬 낮은 수준에 위치하고 있지만, 2010년 시군구별 불평등도나 읍면동별 불평등도는 1990년대 중반보다 여전히 더 높은 수준에 위치하고 있다는 점에서 동일한 추세를 보여준다.

3.2 노년부양비 및 고령화지수의 분해

노년부양비 및 고령화지수의 타일지수의 서브그룹별 분해

노년부양비와 고령화지수의 지역간 불평등도에서 추세의 변화가 나타나는 이유는 무엇일까? 지역별 인구구성이 발산하는지 또는 수렴하는지에 대한 일반적인 이론적 합의가 없는 것과 마찬가지로 왜 추세전환이 일어나고 있는가에 대한 일반적인 이론적 합의도 존재하지 않는 것으로 보인다. 이와 같은 이론적 상황을 생각한다면, 노년부양비와 고령화지수에 대한 지역간 불평등도의 추세전환을 이해하기 위해서는 불평등도를 다른 차원의 요인으로 분해하여 고찰할 필요성이 있다.

불평등도를 분해하는 방법으로는 두 가지 방법이 있는데, 첫 번째는 각 지역을 서브 그룹으로 나누어, 그룹내 불평등도와 그룹간 불평등도로 불평등도를 나누는 것이다. 두 번째는 불평등을 야기하는 요인별로 불평등도를 나누는 것이다. 여기서는 각 지역을 서브 그룹으로 나누어 불평등도를 그룹내 불평등도와 그룹간 불평등도로 분해할 것이다. 요인별로 불평등도를 분해하는 방법에 대해서는 다음 절에서 고찰하도록 한다.

표 3 노년부양비의 시부 군부별 타일지수 분해

연도	관측치수		평균		타일지수 분해				
	시부	군부	시부	군부	Within	시부	군부	Between	총계
1992	114	81	6.505	14.297	0.0184	0.0235	0.0111	0.0767	0.0951
1993	114	81	6.679	15.178	0.0191	0.0241	0.0122	0.0834	0.1025
1994	114	81	6.855	15.998	0.0196	0.0244	0.0128	0.0888	0.1084
1995	114	81	7.834	16.878	0.0364	0.0525	0.0138	0.0729	0.1093
1996	114	81	8.029	17.659	0.0381	0.0538	0.0159	0.0769	0.1149
1997	114	81	8.314	18.648	0.0397	0.0551	0.0181	0.0807	0.1205
1998	114	81	8.651	19.580	0.0408	0.0562	0.0191	0.0825	0.1234
1999	114	81	9.075	20.772	0.0419	0.0572	0.0202	0.0848	0.1267
2000	114	81	9.569	22.292	0.0436	0.0590	0.0219	0.0884	0.1320
2001	114	81	10.076	23.847	0.0449	0.0605	0.0229	0.0918	0.1366
2002	114	81	10.621	25.749	0.0472	0.0631	0.0249	0.0969	0.1442
2003	114	81	11.176	27.550	0.0477	0.0631	0.0260	0.1006	0.1483
2004	114	81	11.872	29.565	0.0498	0.0654	0.0279	0.1028	0.1527
2005	114	81	12.474	31.187	0.0508	0.0661	0.0292	0.1037	0.1545
2006	114	81	13.230	32.868	0.0520	0.0666	0.0314	0.1023	0.1543
2007	114	81	14.158	34.978	0.0529	0.0671	0.0328	0.1011	0.1539
2008	114	81	14.733	36.201	0.0531	0.0662	0.0345	0.0999	0.1529
2009	114	81	15.256	37.076	0.0527	0.0650	0.0353	0.0974	0.1501
2010	114	81	15.734	37.533	0.0515	0.0631	0.0352	0.0934	0.1449

불평등도 지수를 서브그룹으로 나누어 그룹내 불평등도와 그룹간 불평등도를 분해하는 방법은 변이계수, 지니계수, 타일지수에 모두 적용할 수 있지만, 타일지수의 불평등도 분해는 분해 방법이 갖추어야 할 좋은 조건을 두루 갖추고 있어 상대적으로 광범하게 이용되고 있다. 따라서 본 연구에서는 타일지수를 분해하여 분석할 것이다. 또한 이전 절에서 살펴본 바와 같이 불평등도 지수의 추세는 큰 틀에서 매우 유사한 방향으로 움직이기 때문에 하나의 불평등도 지수에 대한 분해로 전체적인 함의를 파악하는데 무리가 없을 것으로 생각할 수 있다. 타일지수를 분해하는 방법은 다음과 같다.

$$TL_t = \sum_{j=1}^k \frac{n_j}{n} TL_t^j + \sum_{j=1}^k \frac{n_j}{n} \ln \left(\frac{n^{-1} \sum_{i=1}^n x_{it}}{n_j^{-1} \sum_{i=1}^{n_k} x_{it}} \right),$$

여기서 n 은 지역의 수, k 는 지역 그룹의 수, TL_t^j 는 지역 그룹 j 의

타일지수, n_j 는 지역 그룹 j 의 지역 수이다. 위 식의 우변의 첫 번째 항이 그룹내 불평등도이고, 두 번째 항이 그룹간 불평등도이다. 그룹내 불평등도는 각 그룹별로 타일 지수를 구하고, 그것을 가중 평균하는 방식으로 얻어진다. 그룹간 불평등도는 각 그룹의 평균값에 대해서 가중 타일지수를 구하는 방식으로 얻어진다. 타일지수의 서브그룹간 분해는 시군구별 타일지수 즉 기초자치단체 수준에서의 타일지수에 대해서만 행하고자 한다. 시군구의 경우 불평등성을 (1) 시부 군부별로, (2) 수도권 비수도권별로, (3) 광역시부 비광

역시부 별로 서브그룹화하여 비교함으로써, 어떤 지역적 차이가 불평등성에 중요한 영향을 미쳤는가를 고찰할 수 있다.

우선 노년부양비의 시군구 데이터를 시부 데이터와 군부 데이터로 구분하여, 그룹내 불평등도와 그룹간 불평등도로 분해해 보자. 표 3에서 시부 군부로 분해하였을 때, 2000년대 후반 불평등도 지수의 감소는 주로 서브그룹간 불평등도의 감소에 기인한 것으로 나타났다. 서브그룹내 불평등도의 경우, 군부내의 불평등도는 감소하지 않았지만, 시부내의 불평등도가 감소하여 서부그룹내 불평등도도 약간 감소한다. 수도권부 비수도권부로 분해하였을 때, 2000년대 후반 불평등도 지수의 감소에는 서브그룹간 불평등도, 수도권내 불평등도, 비수도권내 불평등도가 모두 감소하여 발생한 것으로 보인다. 광역시 비광역시별로 분해하였을 때, 2000년대 후반 불평등도 지수의 감소에는 서브그룹간 불평등도의 감소가 주로 작용하였다. 광역시부내 불평등도는 이 시기에 감소하지 않고 오히려 증가하고 있다.

표 4 노년부양비의 수도권 비수도권별 타일지수 분해

연도	관측치수		평균		타일지수 분해				총계
	수도	비수도	수도	비수도	Within	수도	비수도	Between	
1992	52	143	6.335	10.980	0.0681	0.0379	0.0791	0.0270	0.0951
1993	52	143	6.519	11.551	0.0734	0.0402	0.0855	0.0291	0.1025
1994	52	143	6.700	12.090	0.0776	0.0416	0.0907	0.0308	0.1084
1995	52	143	6.904	13.295	0.0717	0.0420	0.0826	0.0376	0.1093
1996	52	143	7.044	13.842	0.0752	0.0423	0.0871	0.0398	0.1149
1997	52	143	7.281	14.543	0.0789	0.0431	0.0918	0.0416	0.1205
1998	52	143	7.573	15.234	0.0810	0.0444	0.0943	0.0424	0.1234
1999	52	143	7.916	16.122	0.0828	0.0461	0.0962	0.0438	0.1267
2000	52	143	8.315	17.232	0.0862	0.0476	0.1003	0.0458	0.1320
2001	52	143	8.734	18.364	0.0891	0.0496	0.1035	0.0475	0.1366
2002	52	143	9.156	19.723	0.0937	0.0505	0.1094	0.0505	0.1442
2003	52	143	9.610	21.021	0.0959	0.0503	0.1125	0.0524	0.1483
2004	52	143	10.149	22.521	0.0985	0.0501	0.1161	0.0541	0.1527
2005	52	143	10.647	23.738	0.0998	0.0503	0.1177	0.0547	0.1545
2006	52	143	11.218	25.085	0.0992	0.0491	0.1174	0.0551	0.1543
2007	52	143	11.981	26.743	0.0990	0.0484	0.1174	0.0549	0.1539
2008	52	143	12.459	27.721	0.0984	0.0466	0.1173	0.0545	0.1529
2009	52	143	12.934	28.460	0.0970	0.0460	0.1156	0.0531	0.1501
2010	52	143	13.486	28.899	0.0951	0.0459	0.1130	0.0498	0.1449

고령화지수도 노년부양비와 마찬가지로 시부 군부로 나누면, 수도권부 비수도권부나 광역시부 비광역시부로 나눌 때와는 달리 서브그룹간 불평등도가 서브그룹내 불평등도보다 더 커진다. 표 6에서 시부 군부로 분해하였을 때, 2000년대 후반 불평등도 지수의 감소는 주로 서브그룹간 불평등도의 감소에 기인한 것이다. 서브그룹내 불평등도의 경우, 군부내의 불평등도는 증가하고 있으며, 시부내 불평등성도 크게 줄어들지는 않아, 서브그룹내 불평등도는 증가하고 있다. 수도권부 비수도권부로 분해하였을 때, 2000년대 후반 불평등도 지수의 감소에는 서브그룹간 불평등도, 수도권내 불평등도, 비수도권내 불평등도 모두 감소하여 발생한 것이다. 광역시 비광역시별로 분해하였을 때, 2000년대 후반 불평등도 지수의 감소에는 서브그룹간 불평등도의 감소가 주로 작용하였다. 광역시부내 불평등도는

이 시기에 감소하였다고 보기 어렵다.

표 5 노년부양비의 수도권 비수도권별 타일지수 분해

연도	관측치수		평균		타일지수 분해				총계
	광역시	비광역시	광역시	비광역시	Within	광역시	비광역시	Between	
1992	55	140	5.966	11.225	0.059	0.0143	0.0759	0.0365	0.0951
1993	55	140	6.144	11.806	0.0636	0.0151	0.0827	0.0389	0.1025
1994	55	140	6.345	12.345	0.0681	0.0168	0.0883	0.0403	0.1084
1995	55	140	6.551	13.570	0.0616	0.0171	0.0791	0.0477	0.1093
1996	55	140	6.753	14.102	0.0662	0.0183	0.0850	0.0487	0.1149
1997	55	140	7.031	14.797	0.0708	0.0195	0.0909	0.0497	0.1205
1998	55	140	7.340	15.490	0.0734	0.0206	0.0941	0.0500	0.1234
1999	55	140	7.735	16.369	0.0763	0.0218	0.0977	0.0504	0.1267
2000	55	140	8.163	17.483	0.0802	0.0224	0.1029	0.0519	0.1320
2001	55	140	8.613	18.618	0.0836	0.0233	0.1073	0.0530	0.1366
2002	55	140	9.071	19.983	0.0887	0.0242	0.1140	0.0555	0.1442
2003	55	140	9.587	21.274	0.0918	0.0245	0.1182	0.0565	0.1483
2004	55	140	10.222	22.757	0.0958	0.0254	0.1234	0.0569	0.1527
2005	55	140	10.820	23.951	0.0984	0.0269	0.1264	0.0561	0.1545
2006	55	140	11.513	25.266	0.0993	0.0279	0.1273	0.0550	0.1543
2007	55	140	12.420	26.887	0.1007	0.0288	0.1289	0.0532	0.1539
2008	55	140	13.048	27.816	0.1016	0.0295	0.1300	0.0513	0.1529
2009	55	140	13.638	28.516	0.1013	0.0296	0.1294	0.0489	0.1501
2010	55	140	14.260	28.925	0.0998	0.0303	0.1271	0.0452	0.1449

표 6 고령화지수의 시부 군부별 타일지수 분해

연도	관측치수		평균		타일지수 분해				총계
	시부	군부	시부	군부	Within	시부	군부	Between	
1992	114	81	18.680	50.660	0.034	0.0379	0.0276	0.1228	0.1564
1993	114	81	19.480	56.060	0.0362	0.0401	0.0307	0.1375	0.1737
1994	114	81	20.640	61.940	0.0391	0.0430	0.0337	0.1485	0.1876
1995	114	81	25.690	68.300	0.0662	0.0880	0.0355	0.1179	0.1841
1996	114	81	27.340	73.840	0.0702	0.0918	0.0398	0.1217	0.1919
1997	114	81	29.400	80.460	0.0743	0.0955	0.0444	0.1250	0.1993
1998	114	81	31.470	85.530	0.0759	0.0969	0.0464	0.1233	0.1992
1999	114	81	33.470	90.780	0.0770	0.0973	0.0485	0.1227	0.1998
2000	114	81	35.690	98.220	0.0797	0.0993	0.0521	0.1263	0.2060
2001	114	81	38.100	105.090	0.0811	0.1002	0.0541	0.1269	0.2079
2002	114	81	41.000	116.430	0.0847	0.1037	0.0580	0.1342	0.2189
2003	114	81	43.690	124.700	0.0824	0.1008	0.0565	0.1355	0.2179
2004	114	81	47.550	136.750	0.0865	0.1051	0.0605	0.1374	0.2239
2005	114	81	51.430	148.010	0.0877	0.1056	0.0625	0.1376	0.2253
2006	114	81	56.500	159.810	0.0881	0.1047	0.0649	0.1332	0.2213
2007	114	81	62.410	171.480	0.0877	0.1041	0.0646	0.1259	0.2136
2008	114	81	67.540	184.440	0.0885	0.1033	0.0675	0.1244	0.2129
2009	114	81	72.750	196.930	0.0884	0.1008	0.0709	0.1223	0.2106
2010	114	81	79.180	209.020	0.0890	0.1009	0.0723	0.1162	0.2053

표 7 고령화지수의 수도권 비수도권별 타일지수 분해

연도	관측치수		평균		타일지수 분해				총계
	수도	비수도	수도	비수도	Within	수도	비수도	Between	
1992	52	143	18.940	36.700	0.118	0.0665	0.1369	0.0382	0.1564
1993	52	143	19.770	40.100	0.1304	0.0704	0.1522	0.0433	0.1737
1994	52	143	20.920	43.930	0.1403	0.0735	0.1645	0.0474	0.1876
1995	52	143	22.380	51.030	0.1265	0.0755	0.1450	0.0576	0.1841
1996	52	143	23.710	55.000	0.1321	0.0780	0.1517	0.0598	0.1919
1997	52	143	25.380	59.780	0.1374	0.0792	0.1585	0.0619	0.1993
1998	52	143	27.150	63.660	0.1379	0.0795	0.1591	0.0613	0.1992
1999	52	143	28.840	67.620	0.1385	0.0805	0.1596	0.0612	0.1998
2000	52	143	30.660	72.930	0.1428	0.0811	0.1653	0.0632	0.2060
2001	52	143	32.760	77.980	0.1446	0.0819	0.1675	0.0633	0.2079
2002	52	143	35.050	85.880	0.1517	0.0807	0.1775	0.0672	0.2189
2003	52	143	37.480	91.830	0.1507	0.0783	0.1770	0.0672	0.2179
2004	52	143	40.410	100.680	0.1544	0.0773	0.1824	0.0695	0.2239
2005	52	143	43.810	108.910	0.1561	0.0771	0.1848	0.0692	0.2253
2006	52	143	48.050	118.090	0.1537	0.0753	0.1822	0.0676	0.2213
2007	52	143	53.220	127.540	0.1494	0.0742	0.1768	0.0642	0.2136
2008	52	143	57.540	137.390	0.1492	0.0712	0.1775	0.0637	0.2129
2009	52	143	62.350	146.870	0.1488	0.0709	0.1771	0.0619	0.2106
2010	52	143	68.540	156.590	0.1474	0.0721	0.1748	0.0579	0.2053

표 8 고령화지수의 수도권 비수도권별 타일지수 분해

연도	관측치수		평균		타일지수 분해				총계
	광역	비광역	광역	비광역	Within	광역	비광역	Between	
1992	55	140	18.570	37.230	0.113	0.0332	0.1439	0.0437	0.1564
1993	55	140	19.560	40.620	0.1257	0.0367	0.1606	0.0480	0.1737
1994	55	140	21.040	44.380	0.1377	0.0417	0.1754	0.0500	0.1876
1995	55	140	22.750	51.500	0.1250	0.0469	0.1557	0.0591	0.1841
1996	55	140	24.640	55.310	0.1339	0.0527	0.1658	0.0580	0.1919
1997	55	140	26.890	59.930	0.1422	0.0578	0.1754	0.0570	0.1993
1998	55	140	29.140	63.660	0.1447	0.0607	0.1778	0.0544	0.1992
1999	55	140	31.370	67.460	0.1474	0.0629	0.1805	0.0524	0.1998
2000	55	140	33.660	72.660	0.1532	0.0651	0.1878	0.0529	0.2060
2001	55	140	36.170	77.610	0.1558	0.0669	0.1907	0.0521	0.2079
2002	55	140	38.860	85.480	0.1636	0.0686	0.2009	0.0553	0.2189
2003	55	140	41.840	91.280	0.1636	0.0687	0.2009	0.0542	0.2179
2004	55	140	45.510	99.960	0.1688	0.0707	0.2073	0.0551	0.2239
2005	55	140	49.730	107.980	0.1716	0.0739	0.2100	0.0536	0.2253
2006	55	140	54.920	116.900	0.1702	0.0761	0.2072	0.0511	0.2213
2007	55	140	61.270	125.970	0.1668	0.0779	0.2017	0.0468	0.2136
2008	55	140	66.880	135.430	0.1679	0.0794	0.2027	0.0450	0.2129
2009	55	140	72.340	144.760	0.1671	0.0762	0.2028	0.0436	0.2106
2010	55	140	79.840	154.040	0.1659	0.0792	0.2000	0.0393	0.2053

노년부양비 및 고령화지수의 불평등도 변동요인 분해: 자연적 변동과 사회적 변동

인구의 연령별 구성은 그 지역의 출산율, (연령별) 사망률과 같은 자연적인 요인들과 사회적인 (연령별) 순이입률에 의해 변화한다. 이러한 인구구조의 상대적 변화를 크게 인구의 자연적 증가율의 차이와 사회적 증가율의 차이, 두 가지로 분해할 수 있다는 것은 잘 알려져 있다. 인구의 자연증가율의 기대값을 μ 라고 하자. 즉, $\mu := E g_{it}$, 여기서 g_{it} 는 t 시점에서 지역 i 의 인구증가율이다. 분석대상 전체의 인구증가율을 μ 라고 한다면, 지역 i 의 인구증가가 μ 하고 동일하였을 경우의 예상값과 실제값의 차이를 구할 수 있다.

이러한 방법은 변이-할당분석(shift-share analysis)과 기본적으로 동일하다.⁶ 변이-할당분석은 여러 형태로 재해석(reinterpretation)이 가능하기 때문에 할당 효과(share effect)를 보다 세분화하거나, 할당효과가 가질 수 있는 편의를 교정하는 방식으로 발전하여 왔는데 (Loveriage and Selting 1998), 직관적이며 사용하기에 편리하다는 장점 때문에 오래전부터 여러 분야에서 널리 사용되어 왔다 (Curtis, 1972; Esteban-Marquillas, 1972; Floyd and Sirmans, 1973). 원래의 변이-할당분석은 예상값을 보다 세분화하여 접근하지만, 본 절의 방법은 예상값과 실제값의 차이를 세분화하여 접근한다는 점에서는 구분된다. 한 지역이 그 나라의 전체 성장률과 동일한 비율로 성장하였다면 실현되었을 예상값(share effect)을 구하고, 그 예상값과 실제값의 차이(shift effect)를 구하는데, 후자는 지역간 이동으로서 전 지역을 합하면 0이 된다. 따라서 이는 변이-할당분석의 응용으로 생각할 수 있다. 우리는 변형된 변이-할당분석 모형을 이용하여, 각 지역의 인구변동을 ‘자연적 변동’과 ‘사회적 변동’으로 분해할 것이다. 아래에서는 본 절의 방법론을 구체적으로 설명한다.

$$\begin{aligned}\Delta P &\equiv [g_t^n + (g - g_t^n) + (g - g^n)] \times P \\ &= g_t^n \times P + (g^n - g_t^n) \times P + (g - g^n) \times P \\ &= g_t^n \times P + (b^n - b_t) \times P + (d - d_t) \times P + g^s \times P,\end{aligned}$$

여기서 ΔP_{it} 는 t 시점에서 지역 i 의 인구증분, g_t^n 는 t 시점에서 전체 인구의 자연증가율, g_{it} 는 t 시점에서 지역 i 의 인구증가율, g_t^n 는 t 시점에서 지역 i 의 자연증가율, P_{it} 는 t 시점에서 지역 i 의 인구, b_t^n 는 t 시점에서 지역 i 의 출생률, b_t 는 t 시점에서 출생률, d_{it} 는 t 시점에서 지역 i 의 사망률, d_t 는 t 시점에서 사망률, g_{it}^s 는 t 시점에서 지역 i 의 순인구유입에 의한 인구증가율이다. 우리나라는 외부로부터의 인구유입이 매우 적기 때문에 전체의 순인구유입에 의한 인구증가율은 무시한다.

본 연구는 연령별 구성에 지역적 차이에 대해 관심이 있기 때문에 65세 이상의 인구, 15-64세의 인구, 0-14세의 인구에 대해 적용하고, 그 비율로 정의되는 노년부양비나 고령화지수에 각 요인들이 어느 정도의 영향을 미치는지에 대하여 민감도 분석을 실시하는 방식으로 접근할 수 있다.

변이-할당 모형은 기본적으로 비교정확적인 방법으로 수행되었는데, 이것은 변이-할당 모

⁶ 변이-할당분석에 대한 자세한 설명과 역사적인 맥락을 살펴볼 수 있는 문헌으로 박이택(2012)이 있다.

형이 개발될 당시인 1940년대 경의 데이터 상황을 반영하는 것이다. 당시에는 신뢰할 수 있는 지역별 산업별 고용변동을 보여줄 연별 자료가 없었다. 그러나 연별 자료가 상당히 잘 갖추어져 있다면, 고찰하는 기간의 초기 값과 말기 값만을 사용하는 것보다는 매년도 자료에 대해 변이-할당 분석을 하고, 그것을 누계하는 방식으로 전 기간의 변동을 파악하는 것이 더 나은 방법이다. 매년마다 변이-할당 분석을 하고 그 누계로서 분석 기간의 변동과 그 궤적을 파악하는 방법을 동태적 변이-할당 분석(dynamic shift share analysis)이라고 부른다(Barff and Knight, 1988). 본 연구에서도 연간 자료, 즉 전입신고서에 의해 작성된 매년도 국내인구이동통계를 분석할 때에는 동태적 변이-할당 분석을 실시한다.

따라서 지역간 연령별 구성의 변화도 그것이 자연적인 변동에 의한 것인지, 사회적인 변동에 의한 것인지를 구분하여 고찰할 필요가 있다. 1995년부터는 시군구 레벨에서 5세연령계급별 인구이동수를 파악할 수 있다. 이 5세연령계급별 인구이동 데이터를 이용하면, 매해 인구이동이 없었다고 한다면, 실현되었을 즉 자연적 변동에 의해서만 야기되었을 연령계급별 인구를 파악할 수 있다. 이를 이용하여, 인구이동이 없었을 때의 각 시군구의 노년부양비와 고령화지수의 불평등도 지수를 구하고, 인구이동이 있었을 때의 각 시군구의 노년부양비와 고령화지수의 불평등도를 지수를 하여, 양자의 차이를 인구이동에 의한 불평등도 변동으로 파악할 수 있다. 여기에서는 불평등도를 파악하는 지표로 타일지수를 사용한다. t 과 $t-1$ 기 동안 타일지수의 변동을 사회적 변동에 의한 타일지수의 변동과 자연적 변동에 의한 타일지수의 변동을 구분하는 식을 제시하는 다음과 같다.

$$\Delta TL_t \equiv TL_t - TL_{t-1} = (TL_t - TL_t^{-m}) + (TL_t^{-m} - TL_{t-1}) = \Delta TL_t^s + \Delta TL_t^n,$$

여기서 ΔTL_t 는 t 기의 타일지수 변동분, TL_t^{-m} 는 인구이동이 일어나지 않았을 때 실현되었을 t 기의 타일지수, ΔTL_t^s 는 t 기의 사회적 요인에 의한 타일지수 변동분, ΔTL_t^n 은 t 기의 자연적 요인에 의한 타일지수 변동분이다.

표 9 시군구별 노년부양비의 타일지수 변동의 분해

연도	자연적 변동의 누계	사회적 변동의 누계	Theil 지수 변동의 누계
1995	-0.0030	0.0060	0.0029
1996	-0.0020	0.0102	0.0082
1997	-0.0010	0.0146	0.0136
1998	-0.0003	0.0163	0.0160
1999	0.0010	0.0180	0.0190
2000	0.0019	0.0222	0.0241
2001	0.0028	0.0254	0.0282
2002	0.0033	0.0321	0.0353
2003	0.0037	0.0353	0.0390
2004	0.0042	0.0387	0.0429
2005	0.0041	0.0404	0.0445
2006	0.0030	0.0411	0.0441
2007	0.0023	0.0414	0.0438
2008	-0.0004	0.0433	0.0429
2009	-0.0036	0.0438	0.0402
2010	-0.0089	0.0444	0.0355
2011	-0.0127	0.0438	0.0310

이와 같은 방식으로 매년의 타일지수의 변동을 구분하고, 사회적 변동에 의한 타일-L 지

수의 매년의 변동을 누계하여 가고, 또 자연적 변동에 의한 타일지수의 매년의 변동을 누계하여 감으로써, 타일지수의 변동에 각 요소가 어떠한 영향을 미치고 있는지를 파악할 수 있다. 1995년부터 2011년까지 연령별 인구 및 연령별 인구이동 데이터를 빠짐없이 구할 수 있는 시군구는 212개이다. 노년부양비와 고령화비율의 타일지수는 이 212개 시군구 데이터를 이용하여 계산한 것이다.

앞에서 시군구별 노년부양비의 타일지수는 시도별 노년부양비의 타일지수보다 더 늦은 기간까지 증가하다가 2005년에야 감소하기 시작하였음을 살펴보았다. 이와 같은 현상은 시도별 노년부양비의 타일지수와 시도별 노년부양비의 타일지수의 변동에 미친 사회적 변동과 자연적 변동의 영향이 달랐기 때문임을 위의 그림은 보여준다. 시도별 노년부양비의 타일지수의 변동에는 사회적 변동보다 자연적 변동이 보다 큰 규모로 영향을 미쳤는데, 이는 광역적 범위로 볼 때, 사회적 변동이 동반하는 연령별 분류체계로서의 영향이 크지 않았기 때문이다. 그러나 시군구 레벨에서는 사회적 변동이 동반하는 연령별 분류체계로서의 영향이 보다 크기 때문에, 자연적 변동보다 사회적 변동의 영향력이 보다 크게 작용하였다고 할 수 있다. 사회적 변동은 2000년대 중반까지는 급속히 증가하였지만, 2000년대 중반을 고비로 완만해지고 있다. 반면, 자연적 변동은 2000년대 중반까지 사회적 변동과 동일하게 타일지수를 증가시키는 방향으로 작용을 하였는데, 2000년 중반 이후 타일지수를 감소시키는 방향으로 변화하였다. 2000년대 중반 이후 시군구별 노년부양비의 타일지수가 감소로 돌아선 것은 사회적 변동이 야기하는 타일지수 증가 압력이 감소하면서, 자연적 변동에 야기하는 타일지수의 하락압력이 커졌기 때문이다.

표 10 노년부양비와 연령구간별 순이동률간의 상관계수(시군구 데이터)

	노년부양비와 15-64세 인구의 순이동률간의 상관계수	노년부양비와 65세 이상 인구의 순이동률간의 상관계수
1995	-0.3329	-0.0033
1996	-0.3191	-0.1392
1997	-0.3509	-0.1380
1998	-0.1789	-0.0687
1999	-0.3605	-0.3736
2000	-0.4415	-0.3035
2001	-0.3331	-0.1772
2002	-0.5048	-0.2312
2003	-0.3420	-0.2440
2004	-0.4075	-0.3669
2005	-0.2815	-0.2685
2006	-0.2045	-0.2829
2007	-0.0704	-0.0959
2008	-0.2411	-0.1820
2009	-0.0913	-0.1147
2010	-0.1488	-0.1421
2011	0.0019	-0.1077

사회적 이동이 동반하는 연령별 분리현상에 있어 상당한 변화가 있었음을 보여주는데, 이를 확인하기 위해, 매년에 걸쳐 각 시군구의 전년말 노년부양비와 금년도 연령구간별 인구의 순이동률의 상관계수를 구하여 제시한 것이 위 그림이다. 이 그림에 의하면, 15-64세 인구이동, 65세 이상 인구이동은 노년부양비가 높은 곳에서 순이동률이 낮았다. 순

이동률은 전입보다 전출이 많을 때에는 음의 값을 가진다. 다시 표현하면, 노년부양비가 높은 곳에서 전입보다 전출이 더 많이 일어나고 있었다. 즉 연령별 분리현상은 노년부양비가 높은 지역의 경우, 65세 이상의 인구는 전입하고, 14-64세 인구는 전출하여서 나타난 것이라기 보다는 14-64세 인구도 전출하고, 65세 이상의 인구도 전출하는데, 후자보다는 전자가 압도하여서, 사회적 이동이 노년부양비의 불균등성을 증폭시켰다고 할 수 있다. 그러나, 2005년 이후, 노년부양비와 15-64세 인구의 순이동률간의 상관계수와 노년부양비와 65세 이상 인구의 순이동률간의 상관계수간의 차이가 적어졌을 뿐만 아니라, 양자의 절대적인 크기도 감소하여서, 연령별 인구분류로서의 성격이 약화되었음을 보여준다.

표 11 시군구별 고령화지수의 타일지수 변동의 분해

연도	자연적 변동의 누계	사회적 변동의 누계	Theil 지수 변동의 누계
1995	-0.0015	0.0014	-0.0002
1996	0.0069	0.0005	0.0075
1997	0.0149	-0.0002	0.0147
1998	0.0208	-0.0070	0.0138
1999	0.0252	-0.0114	0.0138
2000	0.0280	-0.0082	0.0198
2001	0.0300	-0.0091	0.0209
2002	0.0300	0.0012	0.0312
2003	0.0294	0.0001	0.0295
2004	0.0276	0.0072	0.0348
2005	0.0238	0.0123	0.0361
2006	0.0167	0.0155	0.0323
2007	0.0091	0.0158	0.0249
2008	0.0018	0.0227	0.0244
2009	-0.0053	0.0278	0.0225
2010	-0.0136	0.0315	0.0178
2011	-0.0197	0.0320	0.0123

표 12 고령화지수와 연령구간별 순이동률간의 상관계수(시군구 데이터)

	고령화지수와 15-64세 인구의 순이동률간의 상관계수	고령화지수와 65세 이상 인구의 순이동률간의 상관계수
1995	-0.1260	-0.0674
1996	-0.0711	-0.2166
1997	-0.0949	-0.2105
1998	0.3138	-0.1432
1999	-0.0086	-0.4262
2000	-0.3267	-0.3628
2001	-0.0501	-0.2407
2002	-0.3398	-0.2693
2003	0.0063	-0.2858
2004	-0.3484	-0.4040
2005	-0.3648	-0.3059
2006	-0.2628	-0.3164
2007	-0.0204	-0.1499
2008	-0.3142	-0.2339
2009	-0.2216	-0.1528
2010	-0.2945	-0.1948
2011	-0.1134	-0.1738

노년부양비의 변동에는 출산율의 지역적 차이가 상당한 시차를 두고 반영되는 반면에, 고령화지수에는 출산율의 지역적 차이가 바로 반영된다.⁷ 또한 노년부양비에 출산율의 차이가 직접적인 영향을 주기 위해서는 그 지역에서 태어난 인구가 경제활동인구에 그대로 편입되어야 한다. 두 지표에는 이와 같은 차이도 있기 때문에, 고령화지수의 지역간 불평등도는 약간 상이한 양상을 띌 수 있다. 시군구별 고령화지수의 타일지수에는 노년부양비와는 달리 자연적 변동이 큰 영향을 미치고 있다. 자연적 변동은 2000년대 초까지는 타일지수를 상승시키도록 하는 작용하였는데, 2002년부터는 타일-L 지수 지수를 감소시키는 방향으로 작용하고 있다. 그러나, 사회적 변동은 2000년대에 들어 타일지수를 상승시키는 방향으로 작용하였는데, 2005년 경부터는 자연적 변동의 하락 압력이 사회적 변동의 증가압력보다 더 커서, 타일지수의 감소가 나타나고 있다.

고령화지수의 타일-L 지수의 변동에 미친 사회적 변동의 요인이 노년부양비에서와 차이가 나는 이유는 고령화지수와 0-14세 이상 인구의 순이동률간의 상관계수의 양상이 노년부양비와 15-64세 이상 인구의 순이동률간의 상관계수의 양상과 상당한 차이를 보이기 때문이다. 그러나, 1998년 고령화지수와 0-14세 이상 인구의 순이동률 간의 상관계수가 양의 값을 보인 것을 제외하고는 모두 고령화지수가 높은 곳에서 순이동률은 낮았다. 즉 전입보다 전출이 더 많았다. 그러나, 고령화지수와 0-14세 이상 인구의 순이동률간의 상관계수는 노년부양비와 15-64세 인구의 순이동률간의 상관계수 만큼 높은 음의 값을 보여주지는 않았으며, 2000년대 후반 이후에도 그 이전과 큰 차이를 보이지 않고 동일한 규모의 음의 값을 보여주고 있다.

본 분석은 연령구성의 지역별 분포의 추이를 파악하기 위해서는 사회적 변동과 자연적 변동이 각각 지역별 분포에 어떠한 영향을 미치는가에 대한 분석이 필요함을 보여준다.

4 결론

인구의 고령화 현상은 우리사회의 중요한 문제 가운데 하나가 되고 있지만 이를 동태적으로 실증분석한 연구는 아직 찾아보기 어렵다. 우리는 비모수 방법론을 사용하여 고령화에 따른 노년부양비와 고령화지수의 변화상을 살펴보고, 불평등지수를 사용하여 행정단위의 노년부양비와 고령화지수의 격차가 어떻게 벌어지고 있는지 알아보았다. 본 연구는 고령화에 대한 기초적인 연구로 행정단위의 고령화 현상을 실증적으로 고찰하였다는 데 의의가 있다.

⁷ 신생아의 경우 바로 유소년인구로 계산되지만, 경제활동인구에는 일정 성장기간 이후에 포함된다.

참고문헌

- 박이택 (2012). 저출산·고령화 시대의 광역권 인구이동: 변이-할당 분석으로부터의 접근, 『아세아연구』, 167-212.
- Barff, R. A. and P. L. Knight, III (1988). Dynamic shift share analysis, *Growth and Change* 19, 1-10.
- Brueckner, J. K. (2000). A Tiebout/tax-competition model, *Journal of Public Economics* 77, 285-306.
- Curtis, W. C. (1972). Shift-share analysis as a technique in rural development research, *American Journal of Agricultural Economics* 54, 267-270.
- Dowding, K., P. John, and S. Biggs (1994). Tiebout: A survey of the empirical literature, *Urban Studies* 31, 767-797.
- Esteban-Marquillas, J. M. (1972). A reinterpretation of shift-share analysis, *Regional and Urban Economics* 2, 249-255.
- Floyd, C. F. and C. F. Sirmans (1973). Shift and share projections revisited, *Journal of Regional Science* 13, 115-120.
- Hyndman, R. J., D. M. Bashtannyk, and G. K. Grunwald (1996). Estimating and visualizing conditional densities, *Journal of Computational and Graphical Statistics* 5, 315-336.
- Johnson, P. A. (2000). A nonparametric analysis of income convergence across the US states, *Economics Letters* 69, 219-223.
- Laurini, M. P., and P. L. V. Pereira (2009). Conditional stochastic kernel estimation by nonparametric methods, *Economic Letters* 105, 234-238.
- Loveridge, S. and A. C. Selting (1998). A review and comparison of shift-share identities, *International Regional Science Review* 21, 37-58.
- Quah, D. (1993a). Empirical cross-section dynamics in economic growth, *European Economic Review* 37, 426-434.
- Quah, D. (1993b). Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis, *Scandinavian Journal of Economics* 95, 427-443.
- Quah, D. (1997). Empirics for growth and distribution: polarization, stratification, and convergence clubs, *Jornal of Economic Growth* 2, 27-59.
- Rhode, P. W., and K. S. Strumpf (2003). Assessing the importance of Tiebout sorting: Local

heterogeneity from 1850–1990, *American Economic Review* 93, 1648–1677.

Tiebout, C. M. (1956). A pure theory of local expenditure, *Journal of Political Economy* 64, 416–424.

부록

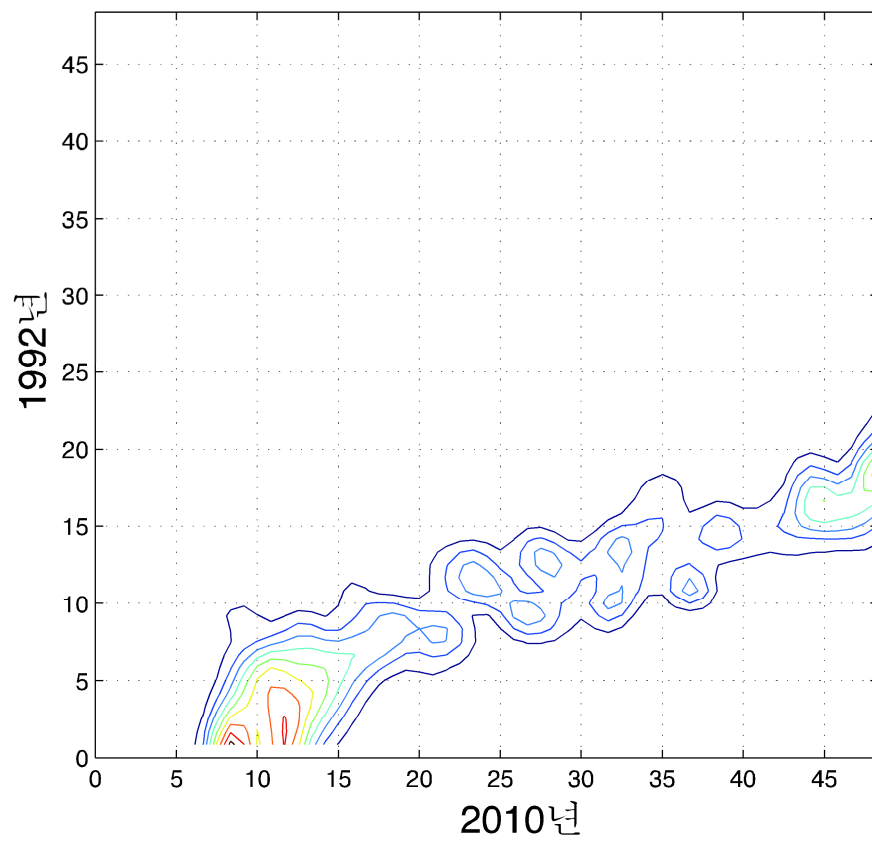
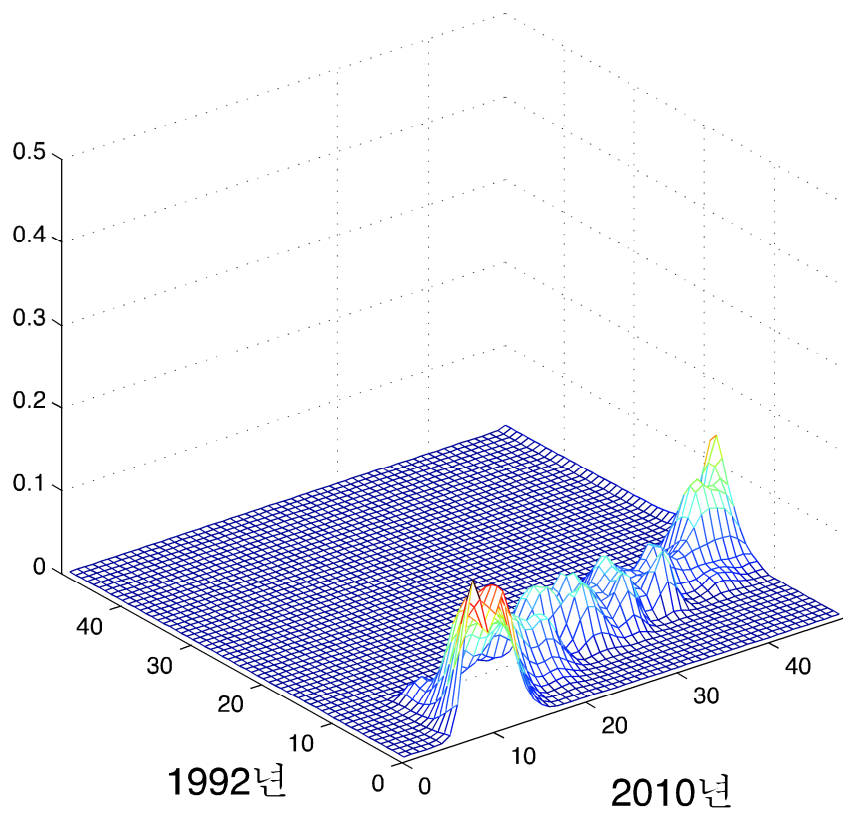


그림 6 노년부양비(aged dependency ratio)의 조건부 확률밀도와 등고선; $h = 1$

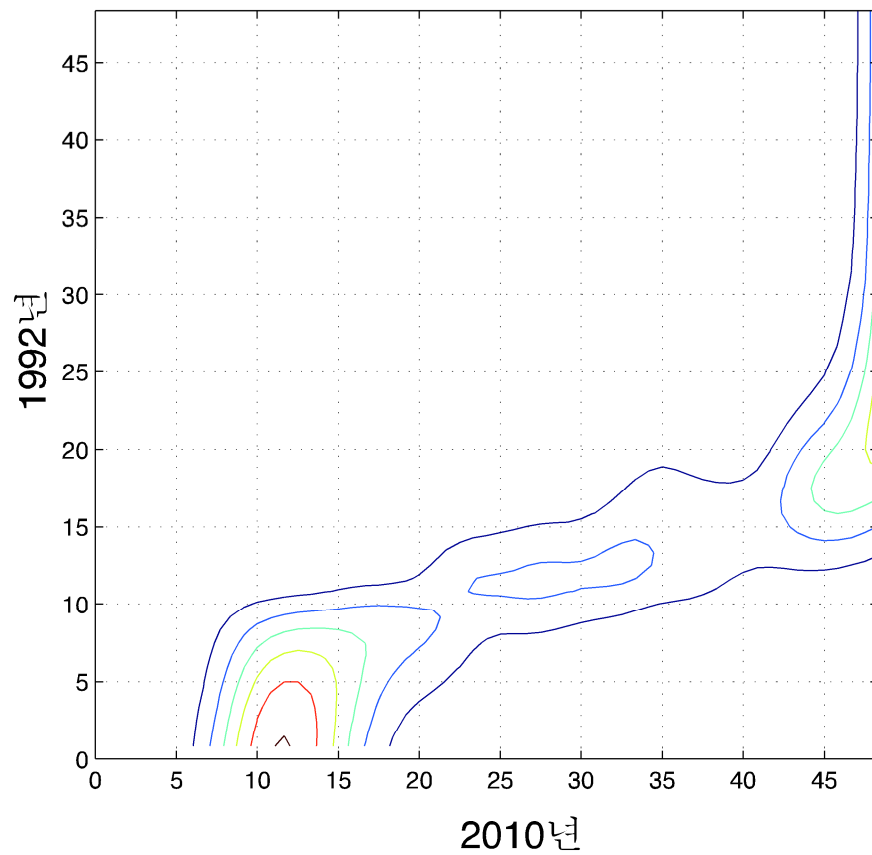
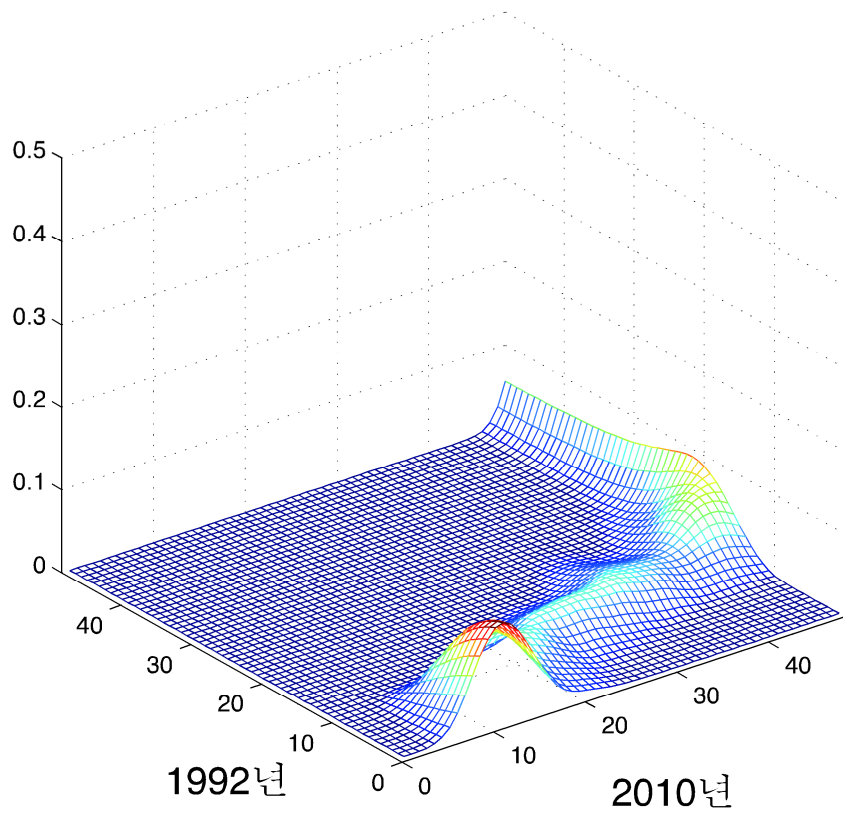


그림 7 노년부양비(aged dependency ratio)의 조건부 확률밀도와 등고선; $h=2$

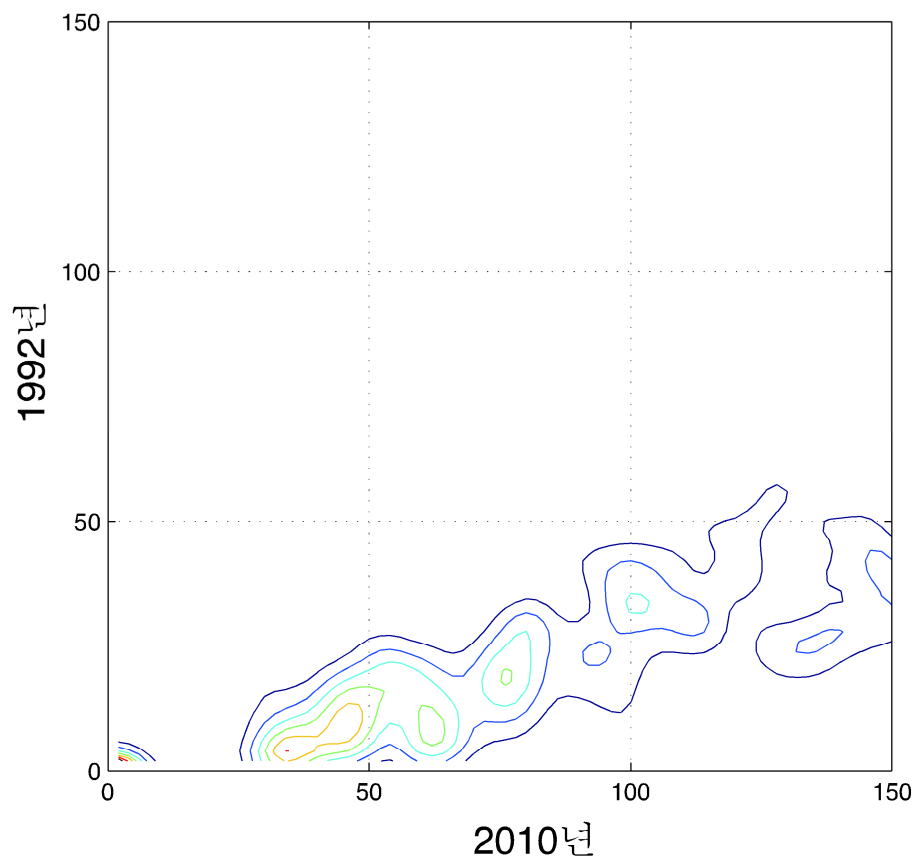
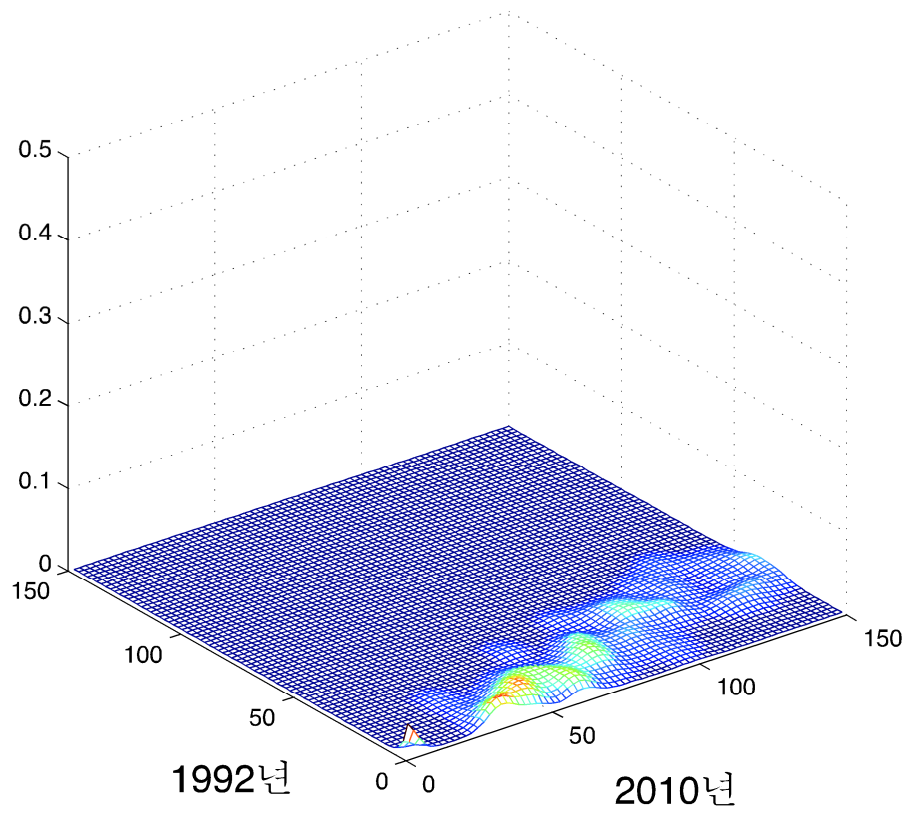


그림 8 고령화지수(aged-child ratio)의 조건부 확률밀도와 등고선; $h = 4$

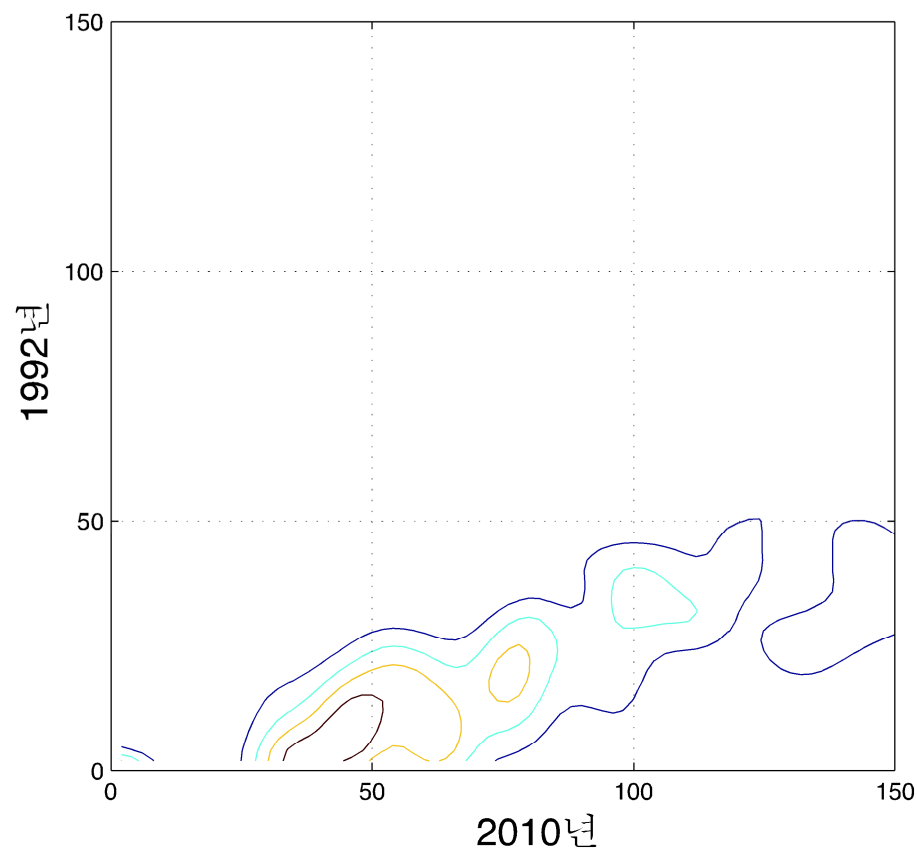
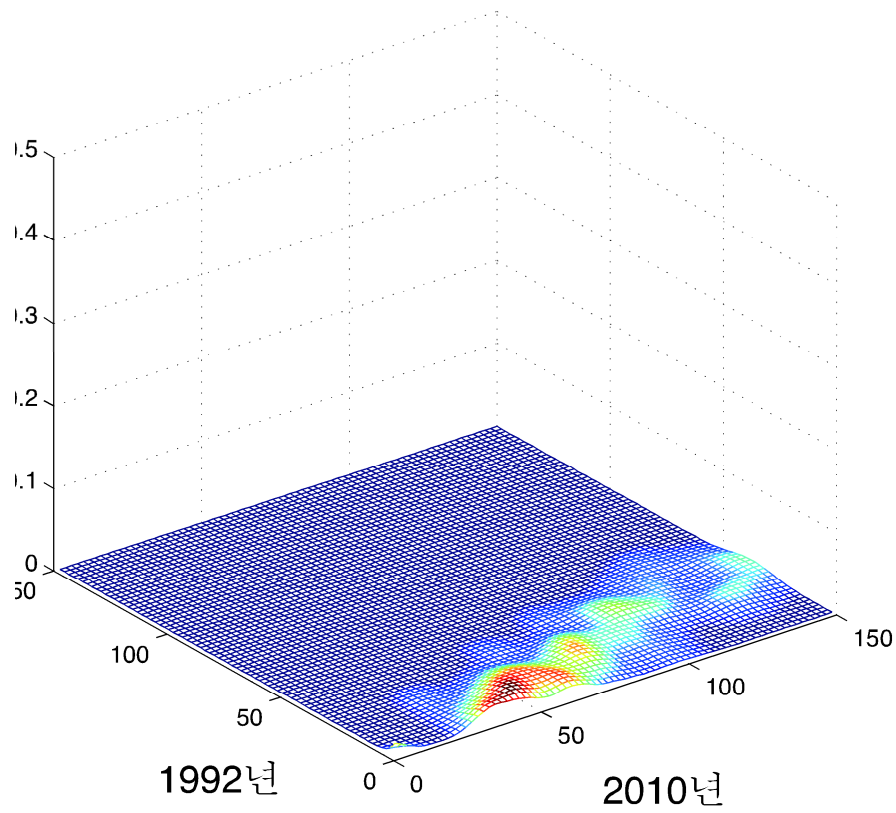


그림 9 고령화지수(aged-child ratio)의 조건부 확률밀도와 등고선; $h = 5$